

家庭背景、代际传递与教育不平等

邹薇, 马占利

[摘要] 本文基于教育决策的理论模型和排序 Probit 估计方法,使用 CHNS 微观家庭数据,从家庭背景特别是父母教育视角研究教育的代际传递和机会不平等问题。结果表明:父母的教育程度越高,对子代教育的正向影响越大,接受过义务教育及以上教育程度的父母,其子代接受高中和大学教育的概率显著增加;尽管母亲平均教育程度较低,但母亲教育对子代接受高等教育的影响更大,若母亲的教育程度为初中、高中、大学,将分别使子代接受高等教育的概率提高 11.85%、27.30%、45.68%,而父亲若有这三种教育程度对应的影响分别为 9.44%、20.12%、42.95%;教育机会不平等程度女性高于男性、城市高于农村、改革开放后出生群组高于改革开放前出生群组;教育传递在多代间具有持久性,但是父代教育对子代的影响远超过祖代;婚姻中低水平的教育匹配不利于子女教育程度的提高。通过对不同样本的筛选,以及考察家庭背景各变量对子代教育程度的预测概率,结论保持稳健。本文据此提出了改善教育代际固化、减少教育机会不平等的政策建议。

[关键词] 家庭背景; 教育不平等; 代际传递; 排序 Probit

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)02-0080-19

一、引言

在大多数国家,经济的快速增长通常伴随着收入与财富不平等的加剧,父母和子女的社会经济地位之间存在统计上显著的相关性,意味着社会对来自不同家庭背景的子代未能提供均等机会,以致收入与财富不平等具有代际传递性和持久性。教育在人的生命周期中具有持久影响,教育是社会经济地位代际传递的主要渠道,不仅能增加受教育者自身的社会经济地位(Blanden et al.,2007),而且通过代际传递影响子代的人力资本和社会经济地位。教育也是穷人提升能力、拓宽社会阶层上升机会的强大工具(Machin and Vignoles,2004)。近年来,“龙生龙、凤生凤”、“寒门难出贵子”等阶层固化现象引起了普遍关注。家庭背景是塑造个体教育成就的重要“环境”(因为个体不可控),因此,本文基于父母教育的视角,考察这一“特殊环境”因素对于教育机会不平等、代际传递性的影响机制。研究教育代际传递性,不仅能够对收入和财富不平等、贫困现象的“代代相传”提供更深层的理论阐释,而且有助于制定更加有效、更具有指向性的教育支出政策,促进深度贫困人群突破家庭

[收稿日期] 2018-03-25

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“应对中等收入陷阱挑战的综合研究”(批准号 11&ZD006);国家社会科学基金重点项目“未来十年中国扶贫开发战略研究”(批准号 10AZD013);教育部后期资助重大项目“中国区域性贫困陷阱研究——基于‘能力开发’的视角”(批准号 13JHQ002)。

[作者简介] 邹薇,武汉大学经济与管理学院教授,经济学博士;马占利,武汉大学经济与管理学院博士研究生。通讯作者:邹薇,电子邮箱:zouwei@whu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

背景的制约、摆脱长期贫困和打破阶层固化。

教育代际不平等对经济增长会产生负面影响,持续的教育不平等会加剧资源错配、经济非效率性和制度脆弱性。研究表明,在许多国家,代际教育不平等致使公共服务的分配与经济制度安排偏向于富人和特权者,即使个体具有很高的与生俱来的“天赋”,他们能够实现天赋价值的可能性(如在入学或获得就业方面)也受制于家庭背景和社会环境的影响(Bowles and Gintis,2002;Marrero and Rodriguez,2013)。总体上,教育代际不平等集中体现为同时代出生人群的机会不平等,并通过人力资本积累的差距加剧代际间收入和财富的不平等。家庭是子代教育的发端地,家庭背景在决定子代教育决策中发挥着重要作用,父代社会经济地位、教育成就以及投入教育的资源等会影响子代教育成就。为此,本文围绕以下问题展开研究:新中国成立以来、特别是改革开放以来,家庭背景究竟怎样,以及在多大程度上影响子代受教育水平?父母亲的教育程度对子代教育的影响有何差异?教育的代际传递性是否因性别、城乡、出生群组、婚姻的教育匹配状况而不同?通过揭示中国代际教育传递的特征和内在机制,本文将提出减少教育机会不平等的政策建议。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是文献综述,第三部分构建理论模型,第四部分通过代际教育回归系数和转换矩阵等不同视角,测算中国代际教育传递性,第五部分展开实证分析和稳健性检验,最后总结全文并给出相应政策建议。

二、文献综述

大量研究表明,经济不平等在很大程度上来自机会不平等,机会不平等主要是指那些超越了个人控制的“环境”因素所产生的不平等,如家庭背景、种族、性别、父母的教育水平、父亲的职业和出生地等(Roemer,1993;1998)。近年来,对机会不平等的研究在多个维度取得进展,如收入和消费(刘波等,2015;李忠路和邱泽奇,2016;Zhang and Eriksson,2010;Checchi et al.,2005)、工作和职业(邢春冰,2014)、健康和福利(马超等,2018)等,教育机会不平等因其会影响其他维度的机会不平等而广受关注(Becker and Tomes,1979,1986)。教育机会不平等受到社会、政治、经济、文化等诸多因素的制约,家庭背景对于学生获得教育机会具有突出影响(刘崇顺,C.M.布劳戴德,1995;李春玲,2003)。家庭背景是塑造个体教育成就的重要“环境”,本文侧重从父母教育的视角出发,考察这一“特殊环境”因素对于教育机会不平等、代际传递性的影响机制。因此,本文与两个线索的研究文献相关,一是关于代际传递及其测算的研究,二是关于家庭背景在教育代际传递中的影响研究。

关于代际传递的测算,目前多数文献采用代际教育回归系数(Azam and Bhatt,2015;Baude,2015)。代际回归系数测算父代和子代之间相应维度的变动状况(Solon,2004),基本的回归方程如下:

$$Y_{1i} = \alpha + \beta Y_{0i} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, Y_{1i} 、 Y_{0i} 分别是子代和父代的收入或其他维度, ε 是误差项。当 β 系数较大时,意味着较高的代际传递性和较低的代际流动性。由于回归系数更多的是对代际持续性的测量而不是代际流动性的测量,也有研究者采用代际转换矩阵来测算在经济产出任何点出现代际流动概率的可能性。

改革开放40年,中国不论是经济发展水平还是教育体系都已经有很大改观,教育在代际间的流动性也发生了变化,但是关于中国代际教育传递的测算仍非常不足。Hertz et al.(2007)采用世界银行1995年的生活水平测量调查(LSMS)数据对中国农村代际教育回归系数进行的测算,由于样本偏少,其结果的可信度存在疑问。其他研究者在考察公共教育支出、学制改革的影响时,计算了父母教育年限增加对于子女教育年限的边际影响(杨娟和周青,2013;林莞娟和张戈,2015;Huang et al.,2016;Knight et al.,2011),但是并没有提供完整的教育代际传递的测算。主要原因在于:测算代

际教育传递需要较长时期的家庭和个体层面的观测值,宏观的或零散的数据都难以提供可信的测算结果;代际教育回归系数来自单变量回归,容易忽略影响个体教育成就的其他因素的影响,造成估计偏误。本文在后续研究中将采用 CHNS(1989—2011年)微观数据,获取和匹配较长时期的家庭背景和个体教育结果的数据,从而测算父代与子代之间乃至包含祖代在内的长期教育代际回归系数;同时将通过教育代际转换矩阵,来更加全面地测算代际教育的流动性。

关于家庭背景对代际教育不平等的影响究竟是源于先天还是后天,具体的影响路径是什么,学术界形成了三种分析思路:一是 Mare(1980)提出的学校教育转换模型,这也是国内大多数相关文献所采用的模型。但是这种模型的明显不足之处是未能处理内生性问题,忽略了计量经济学家没有观测到、但会对估计结果产生影响的因素,如个体的能力和动机,而这会产生动态选择偏差。二是基于 Cameron and Heckman(1998)的教育选择理论的研究。该模型最早提出因未观察到的个体异质性,导致经济计量模型存在内生性,因此提出了一种有序选择理论的教育模型,在模型中表征了省略的遗漏变量并赋予其具体含义,其中并不需要知道遗漏变量的具体函数形式,采用非参的似然估计来分析,这个模型成为此后许多研究的理论基础。例如,在该模型基础上,用 BHPS 数据来确定家庭背景对教育成就的因果效应的研究发现,对于属于“贫穷父母”群体的个人而言,家庭结构和父母教育都对儿童教育程度具有正向的因果效应(Ermisch and Francesconi, 2001)。三是基于自然实验和社会实验来进行直接的因果效应分析。自然实验主要是利用兄弟姐妹/双胞胎、养父母/养子女等样本来识别父母教育和子代教育的因果关系,强调学习能力在一定程度上会从上一代传到下一代,一定的遗传禀赋(如能力或偏好)可以转化为人力资本;社会实验是利用制度或社会变迁的改革,创造外生变量来识别父母教育与子女教育的因果效应。实际上,自然实验和社会实验估计方法结果差异较大,Holmlund et al.(2011)同时采用双胞胎、养父母/养子女、工具变量三种方法,结果表明使用双胞胎数据时父亲的教育比母亲的教育更重要,而使用义务教育作为工具变量结果则相反,这表明不同的结果之间,至少部分原因是因为方法上的差异^①。

总体而言,对于家庭背景影响代际教育不平等的既有研究主要存在三个问题:①一些研究试图区分“自然”(由遗传因素引起的儿童教育与父母教育之间的相互关系)和“培养”(父母教育的实际生产率效应)之间的单独影响,结果并不理想。实际上,先天遗传禀赋与后天“环境”因素在许多情况下难以分离,并且二者均是子代通过自身努力不可改变的因素,均会带来教育机会不平等。因此,本文的实证估计将代表家庭背景和遗传能力的总效应。②目前针对中国代际教育传递的研究多数以 Mare(1980)的多项选择模型为基础,但该模型局限于家庭背景与教育成就之间的统计联系而不依赖于理论模型,这导致估计参数的解释成为问题。因此,本文的研究将建立教育选择理论模型,采取排序 Probit 估计方法展开实证分析,从而使理论模型与实证分析相互对应。③尽管基于自然实验或社会实验的方法对因果关系的区别较为准确和严格,但自然实验法这种分离遗传与“环境”影响的方法依赖于强大的假设,对跨代的配对数据要求较高,并且这种方法仅限于分解存在于样本中的差

^① 工具变量本身也有许多局限性:一是工具变量的可信度问题。工具变量的排除性本质不具有可测性,例如,义务教育法的变化往往伴随着课程设置的变化、学校基础设施的变化、师资结构的变化等,其中任何一个都可能对子代教育产生直接的影响。此外,大学的开放可能会对当地的教育需求做出反应,因此,尽管研究人员做出了巨大的努力,但结果的可信度总是会受到质疑。二是即使工具变量有效,但估计的普遍性也是一个问题。工具变量估计提供了一个局部的平均处理效应,影响的只是行为上实际受工具变量影响之人的因果效应。例如,在义务教育法的情况下,受义务教育立法变化的通常是教育程度较低的人,而这个群体只占整个人口的一部分,因此估计结果不能一概而论。

异(Sacerdote, 2007);社会实验方法要求有特定的教育政策的改变,在当下对中国的代际教育不平等的研究中也存在着限制。因此,本文为了解决内生性问题,在家庭背景影响教育代际传递的研究框架下,构造了“努力”变量,该变量不仅体现个体相对于同代人的努力程度,而且考虑了父代努力程度对子代的传递,在控制“努力”因素的情况下,测度父代教育对于子代教育的净效应。

三、理论模型

本文建立的教育决策模型借鉴了 Cameron and Heckman (1998) 和 Ermisch and Francesconi (2001) 框架。本文把教育程度定义为连续的数值,假定每个个体都会选择如何投资于教育,在可供选择的教育程度中选择教育程度 $E_j, j \in \{1 \dots J\}$, 教育程度随着教育年限的增加不断增加。假定 E_j 是个体最优的教育程度,但其是不可观测的,所能知道的是个体所选择的实际教育程度 E_j , 个体所感知到的效用体现为预期教育净收益,即预期教育收益和预期教育成本之间的差值。效用可以涵盖货币和非货币方面,对个体来说,最佳的教育决策是由下式来决定:

$$\text{Max}_{j \in \{1 \dots J\}} r(E_j | x) - c(E_j | x) \quad (2)$$

其中, r 代表教育程度 E_j 的预期收益, c 代表该教育程度的预期成本。假定收益函数严格为正函数且是一个凹函数,随着教育程度的上升而上升,成本函数也严格为正函数且是一个凸函数。成本函数是从零开始,而收益函数则严格为正,这个假定是为了保证在最低水平的教育程度上,教育预期净收益为正且是一个凹函数。因受到一些可观测的因素和不可观测的因素影响,教育的收益和成本对不同的个体有可能是不同的,本文把教育的收益和成本分解如下:

$$r(E_j | x) = r(E_j) \varphi_r(x) \varepsilon_r; \quad c(E_j | x) = c(E_j) \varphi_c(x) \varepsilon_c \quad (3)$$

其中, $\varphi_r(x)$ 和 $\varphi_c(x)$ 均是正函数,分别表示可观测到的变量对教育预期收益、预期成本的影响。 ε_r 和 ε_c 分别代表不可观测的个体异质性对教育预期收益、预期成本的影响,都是随机变量。因此,观测到的特征以及不可观测的特征都会通过不同的方式影响预期收益和预期成本,但这些变量不依赖于具体的教育程度。不失一般性,假定 $E(\varepsilon_r) = E(\varepsilon_c) = 1$, 即平均而言,不可观测的异质性对预期收益和成本均产生中性的影响。最优的教育决策 E_j 满足于使教育的预期净收益最大化,这意味着 E_j 的教育净收益必须为正,且比前一阶段 E_{j-1} 时的教育净收益要大,至少不低于后一阶段 E_{j+1} 时所获得的教育净收益。表示如下:

$$r(E_j) \varphi_r(x) \varepsilon_r - c(E_j) \varphi_c(x) \varepsilon_c > 0 \quad (4a)$$

$$r(E_j) \varphi_r(x) \varepsilon_r - c(E_j) \varphi_c(x) \varepsilon_c > r(E_{j-1}) \varphi_r(x) \varepsilon_r - c(E_{j-1}) \varphi_c(x) \varepsilon_c \quad (4b)$$

$$r(E_j) \varphi_r(x) \varepsilon_r - c(E_j) \varphi_c(x) \varepsilon_c \geq r(E_{j+1}) \varphi_r(x) \varepsilon_r - c(E_{j+1}) \varphi_c(x) \varepsilon_c \quad (4c)$$

本文定义 $\varphi(x) = \frac{\varphi_r(x)}{\varphi_c(x)}$ 及 $\varepsilon = \frac{\varepsilon_r}{\varepsilon_c}$, $\varphi(x)$ 代表可观测到的特征 x 的净影响, ε 代表未观测到的个体异质性对教育收益成本比值所产生的净效应。由于 $\varepsilon_c > 0, \varepsilon_r > 0, \varepsilon > 0, \varphi_c(x) > 0, \varphi_r(x) > 0$, 简化可以得到:

$$0 < \frac{c(E_j)}{r(E_j)} \cdot \frac{1}{\varphi(x)} < \varepsilon \quad (5a)$$

$$\frac{c(E_j) - c(E_{j-1})}{r(E_j) - r(E_{j-1})} \cdot \frac{1}{\varphi(x)} < \varepsilon \leq \frac{c(E_{j+1}) - c(E_j)}{r(E_{j+1}) - r(E_j)} \cdot \frac{1}{\varphi(x)} \quad (5b)$$

因此,从上式可以看出,对于任何个体,可观测特征 x 的预期净回报在最优水平上为正,不可观

测到的部分也是由一个预期的比值所限定,下限是边际成本与边际收益从一个较低的教育程度移出的比率,上限是边际成本与边际收益移动到下一个新的水平的比率。个体选择教育程度 E_j 的概率可表示如下:

$$Pr(E_j|x) = Pr \left[\frac{c(E_j) - c(E_{j-1})}{r(E_j) - r(E_{j-1})} \cdot \frac{1}{\varphi(x)} < \varepsilon \leq \frac{c(E_{j+1}) - c(E_j)}{r(E_{j+1}) - r(E_j)} \cdot \frac{1}{\varphi(x)} \right] \quad (6)$$

为了进一步简化,设:

$$\mu_j = \ln \left(\frac{c(E_{j+1}) - c(E_j)}{r(E_{j+1}) - r(E_j)} \right), \quad \gamma_j = \mu_j \cdot \frac{1}{\varphi(x)} \quad (7)$$

个体选择某一教育程度的概率是由误差项落在两个门槛值之间的概率给出。换言之,对于每个教育程度来说,都存在由这一教育程度到下一教育程度的门槛值。所观测到的特征 x 的任何变化均可能会改变教育决策,它影响从上一级到下一级边际成本与边际收益的预期比率。在这个模型中,没有必要评估个体教育层次的实际成本和回报,但模型足以确定可观测到的特征是如何影响教育边际成本与边际收益的比率。令 $\varphi(x) = \exp[\beta x]$, 去掉对数可得:

$$Pr(E_j|x) = Pr[\mu_{j-1} - \beta x < \ln \varepsilon \leq \mu_j - \beta x] \quad (8)$$

假定 $\ln \varepsilon$ 服从均值为 0, 方差为 σ^2 的正态分布,则可以重新写成如下(9)式,其中 Φ 代表累积标准正态分布函数:

$$Pr(E_j|x) = \Phi \left(\frac{\mu_j - \beta x}{\sigma} \right) - \Phi \left(\frac{\mu_{j-1} - \beta x}{\sigma} \right) \quad (9)$$

这个表达式采取了排序 Probit 模型的方法, μ 代表门槛值,模型可以通过极大似然法来估计,由此本文建立了个体教育决策的排序选择模型。

四、变量选取与中国教育代际传递性的测算

1. 变量选取

本文采用 1989—2011 年九次中国健康与营养调查(CHNS)家庭非平衡面板数据库。采用该数据库是基于以下考虑:①调查手段可靠,调查信息丰富,CHNS 综合反映了城乡家庭的人口特征、职业、教育、家庭关系等多方面数据;②调查时间跨度较长,是国内年份最长的微观面板数据,可以全面反映中国长时期内家庭代际关系的特征;③调查地域在地理位置、经济发展水平及人口特征方面迥异,数据具有较好的全国代表性^①。

为了准确考察子代的教育程度,本文对样本进行了筛选,由于很多个体在 18 岁时已经完成了全部的教育,因此,本文选择 18—65 岁成年人的样本,剔除 18—25 岁之间职业为学生或者没有工作的样本,因为这其中可能有再进一步接受教育的个体。从 CHNS 数据中可以观测到个体教育的外在表现,本文按个体在调查年度所获得的最高教育程度分为四类:小学、初中、高中(包括中专)、大学(包括大专及以上),分别赋值 1、2、3、4。同时,本文也考察了个体的受教育年限,相应的描述性统计见表 1。可以看出母亲的平均教育年限为 4.2263 年,而父亲的平均教育年限为 6.3317 年,这说明

① 根据制定的权重抽样表,按收入的低、中、高水平在每个省份抽取四个县——高、低收入县各一个、中等收入县两个,作为固定调查点,尽可能覆盖各省份的省会城市和低收入城市;最后,在每个县挑选一个城镇和高、中、低等收入的三个非城镇的村落,每个村落随机挑选 20 个家庭作为调查对象。基于该数据的抽样方法,许多学者都认为该数据库能够代表中国整体的情况(刘国恩等,2004;魏众,2004;杨奇明和林坚,2014;王春超和叶琴,2014)。

母亲的教育处于弱势,父母教育年限存在明显的性别差异。子代的平均教育年限为 8.5789 年,明显高于父代,其中子代的教育年限与母亲相比增加了 4.3526 年,相当于子代的教育程度几乎上升了一个教育层次。同时,本文把子代的教育年限按照性别、城乡和出生群组进行区分,发现平均教育年限的一般规律是:男性大于女性,男女子代的平均教育年限差异为 0.8032 年;城市大于农村,城市与农村子代的平均年限差异为 1.5323 年;改革开放后出生群组比改革开放前出生群组的教育年限平均增加达 2.8065 年。

表 1 代际教育年限的描述性统计

	父亲	母亲	子代	男	女	农村	城市	出生群组		
								1933—1949	1949—1978	1978—1992
均值(年)	6.3317	4.2263	8.5789	8.8997	8.0965	8.1031	9.6354	6.3529	7.6730	10.4795
标准差(年)	4.1635	4.1585	4.3187	3.9988	4.7194	3.8992	4.9694	4.7279	4.4396	3.3184
观测值(个)	6360	6360	6360	3820	2540	4385	1975	51	4232	2077

父母背景可能通过多种途径影响子代的教育成果(李忠路和邱泽奇,2016;Ferreira and Gignoux,2014;Chevalier and Lanot,2002),本文侧重考虑父代的教育程度对子代教育的影响。父母是子女最早的老师,家庭教育在整个教育中具有不可替代的(但是往往却被忽略的)地位;父母教育背景在很大程度上决定了子女上学的年限、子女接受更高教育的可能性。事实上,学习习惯与能力在一定程度上会从上一代传递到下一代,降低教育获得的成本。高水平的能力可能有助于更好地把教育转化为效用(如工资),从而增加回报,降低教育门槛值,因此,本文把父母的教育程度作为家庭背景中的重要指标来分析。

家庭收入水平和社会地位可能会影响子代的教育前景,因其可能会改变家庭所面临的预算约束,影响教育的成本收益比。职业是现代社会反映社会地位特征的基本标识,其他经济与资源的分配与职业分层对应存在(Parkin,1974),参考 Lauer(2003),Valbuena(2011)的做法,本文把父亲的职业类别作为家庭收入水平和社会地位的代理变量^①。由于中国的职业体系尚未完全定型,因此在考虑职业分类时宜粗不宜细,参考李路路和朱斌(2015)的做法,把职业分为四个大类:一是高级非体力劳动职业;二是非体力劳动职业;三是工业/服务业体力劳动职业;四是农业体力劳动职业^②。整体而言,本文从教育背景、家庭收入和社会地位、家庭规模、个体特征、家庭户籍等方面来分析家庭背景对子代教育的影响。

2. 代际教育回归系数测算

利用代际教育回归系数来测算父代和子代之间教育程度的变动状况,基本的回归方程如式(1)。其中解释变量和被解释变量分别代表父代和子代的教育年限,代际教育回归系数越高,则意味着较高的代际传递性,较低的代际流动性。

代际教育年限的整体回归结果见表 2,先用父母的教育年限单独进行回归(回归 1 和回归 2),

① 受数据采集限制,并非每个父亲职业调查年份均处在子代受教育期间,在存在多个调查年份时,本文选择父亲接近子代教育期间的职业为准。

② 高级非体力劳动职业包括高级专业技术人员、管理者/行政官员/经理、军官与警官;一般非体力劳动职业包括一般专业技术人员和办公室一般工作人员;工业/服务业体力劳动职业包括技术工人或熟练工人、非技术工人或熟练工人、士兵与警察、司机、服务行业人员、运动员、演员、演奏员;农业体力劳动职业包括农民、渔民、猎人。

然后再把父母的教育年限共同进行回归(回归3),并利用怀特检验来验证父母的教育年限对子代的影响是否存在差异。另外,本文把子代分性别、分城乡、分三个出生群组子样本进行了测算。从整体回归结果来看,除1933—1949年出生群组由于观测值较少,系数不显著外,其余回归系数均在1%的水平上显著。从总体看,父亲的代际教育回归系数为0.3505,而母亲的代际教育回归系数稍高(0.3617);从父母共同的回归看,父亲教育年限回归系数为0.2129,母亲的代际教育回归系数同样稍高(0.2385)。可见,虽然母亲平均教育程度偏低,但母亲教育程度对子代的影响更大。从共同回归的怀特检验来看,除女性子代样本外,怀特值均不显著,这表明父母的教育年限回归系数无显著差异,母亲的教育和父亲的教育均会对子代教育产生影响。

分性别看,女性子代的教育年限回归系数大于男性,父亲教育年限增加一年,则女性子代比男性子代教育年限平均多增加0.0812年(回归1);如果母亲教育年限增加一年,则女性子代比男性子代教育年限平均多增加0.1545年(回归2)。分城乡看,在回归1和2中,城市的代际教育回归系数均显著大于农村,父亲或母亲的教育年限每增加一年,则城市子代比农村子代教育年限平均多增加0.0355年或0.0734年。分出生群组看,受制于样本数量,中华人民共和国成立前出生群组的代际教育回归系数不显著,改革开放后出生群组的代际教育回归系数大于改革开放前,父亲或母亲的教育年限增加每一年,则改革开放后出生子代比之前出生子代教育年限平均多增加0.1008年或0.0407年。可见,比较而言,女性、农村地区、改革开放后出生的子代的代际流动性较差,教育不平等的跨代固化现象更突出。另外,从回归3中女性子代的教育年限看,可以发现父母之间存在显著差别,母亲教育年限增加一年,女性子代教育年限平均增加0.3327年,但父亲教育年限增加一年,女性子代教育年限增加仅为0.2135年,表明受到更好教育的母亲对于女性子代的教育影响力更强。

表2 整体代际教育回归系数估计

		整体	男	女	农村	城市	1933— 1949	1949— 1978	1978— 1992
回归1	父亲	0.3505*** (0.012)	0.3225*** (0.0147)	0.4037*** (0.0210)	0.3145*** (0.0149)	0.3500*** (0.0226)	0.1323 (0.1540)	0.2600*** (0.0156)	0.3608*** (0.0196)
回归2	母亲	0.3617*** (0.0122)	0.3025*** (0.0147)	0.4570*** (0.0207)	0.3103*** (0.0151)	0.3837*** (0.0226)	0.3853 (0.2622)	0.2686*** (0.0175)	0.3093*** (0.0165)
回归3	父亲	0.2129*** (0.0147)	0.2203*** (0.0178)	0.2135*** (0.0248)	0.2129*** (0.0171)	0.1884*** (0.0280)	0.1260 (0.1524)	0.1831*** (0.0186)	0.2335*** (0.0223)
	母亲	0.2385*** (0.0147)	0.1758*** (0.0177)	0.3327*** (0.0250)	0.2001*** (0.0173)	0.2668*** (0.0283)	0.3791 (0.2632)	0.1562*** (0.0207)	0.2077*** (0.0188)
N		6360	3820	2540	4385	1975	51	4232	2077
Wald Test		0.3263	0.1578	0.0071***	0.6686	0.1211	0.4152	0.4372	0.5200

注:表中只列出主要变量的系数,***、**、* 分别代表1%、5%、10%的置信水平,括号内为标准误,怀特检验报告的为P值。下同。

为了考察教育代际传递的持久性,本文把祖代、父代、子代的样本均纳入考虑,首次分析了中国三代间的代际教育回归系数。在数据处理中,把父母的最高教育年限作为父代教育年限,选择父代教育程度较高一方的父亲或母亲的教育年限作为祖代的教育年限;对数据进行筛选,得到1305个样本(男性样本占比58.50%;农村样本占比73.50%)^①。其中,子代教育年限平均值为9.1625年,父

① 关于三代教育传递分析,筛选得出的样本描述性统计略去。

代教育年限均值为 7.0529 年,祖代教育年限则极低,仅为 1.4330 年(祖代的出生区间在 1890—1951 年,当时中国并不存在完善的教育体系);从标准差看,祖代至子代,教育年限标准差增大,受教育年限分化加大。本文计算整体子代、父代和祖代的代际教育回归系数(见表 3),发现系数均为正且在 1%的水平上显著,祖代和父代的受教育年限对子代教育均有正向影响,教育代际传递具有长期性。比较而言,父代的教育回归系数较祖代大得多,父代教育程度对子代的影响明显更大。

表 3 子代、父代和祖代教育回归系数

	回归 1	回归 2	回归 3
父代	0.3103***(0.0284)	0.3244***(0.0282)	
祖代	0.1150***(0.0346)		0.1718***(0.0357)
常数项	6.8093***(0.2245)	6.8744***(0.2245)	8.9163***(0.1202)
N	1305	1305	1305
R ²	0.1000	0.0924	0.0174

3. 代际教育转换矩阵分析

为了考察子代教育上升的可能性或代际教育的流动性,本文进一步分析代际教育转换矩阵。对父母的教育程度进行匹配,构建了包括父母双方教育程度的转换矩阵,并测算父母不同匹配情况所占比例(见表 4)。从父母的教育程度对比看,接近 3/4(73.54%)的母亲教育程度仅为小学,而父亲小学教育程度占比为 55.30%,除小学教育程度外,父亲在其余教育程度上所占比例均高于母亲。

从教育婚姻匹配看,父母教育程度完全相同的比例达到 63.05%(表 4 中主对角线之和),其中,父母均为小学教育程度的比例占全样本的 50.49%,在所有教育婚姻匹配模式中占比最大(79.76%)。而父母教育程度不相同的匹配模式中,父亲教育程度较高的比例为 29.34%,母亲教育程度较高的比例仅为 7.61%。这说明在中国婚姻的教育匹配中,母亲的教育程度仍较低,作为对照,在英国婚姻中,母亲教育程度较高的比例接近 20%(Valbuena, 2011)。横向看,每一行最大值均出现在对角线,这说明婚姻匹配中双方倾向于选择同教育程度的配偶。

表 4 父母教育程度的匹配模式 单位:%

	父亲小学	父亲初中	父亲高中	父亲大学	父亲合计
母亲小学	50.49	16.89	5.28	0.88	73.54
母亲初中	3.85	8.25	4.01	0.74	16.86
母亲高中	0.91	2.37	3.49	1.54	8.32
母亲大学	0.05	0.19	0.24	0.82	1.29
母亲合计	55.3	27.7	13.02	3.98	100

本文进一步测算父代和子代的教育程度转换矩阵,计算在父母的教育程度一定条件下子代获得各教育程度的概率(见表 5)。如果没有教育的代际影响,单元格中每个值应该相同,但是如果教育代际传递性较高,父母的教育背景会强烈地传递给子代,则主对角线上的概率数值较大,其余单元格值较小,中国的情况正是如此。父代教育程度是大学,则子代接受高等教育的概率达到 50.53%,而对于只有小学教育程度的父代,其子代接受高等教育的概率为 3.30%。此外,本文也尝试着将父亲和母亲的教育程度单独来计算,得到的结论类似,这表明子代的教育程度在不同家庭教育背景下差异极大,父母的教育程度具有很强的代际传递性。

表 5 子代和父母最高教育程度的转换矩阵 单位: %

	子代小学	子代初中	子代高中	子代大学	子代合计
父代小学	26.10	51.88	18.72	3.30	100
父代初中	11.50	49.35	29.66	9.49	100
父代高中	5.87	27.10	41.88	25.15	100
父代大学	1.77	9.19	38.52	50.53	100
父代合计	17.53	45.27	26.49	10.71	100

4. 父母教育不同匹配模式下的代际教育回归系数

本文发现父母双方的教育程度对子代都有显著影响,那么教育程度在婚姻中的匹配对代际教育传递有何影响呢?本文把父母教育程度相同的设为教育匹配,把父母教育程度不同的设为教育不匹配。进一步考察发现,父母教育匹配时的子代教育年限比父母不匹配时的值平均低 1.2098 年。之所以如此,是因为在样本中教育匹配的婚姻中,父母教育程度均为小学的占比最多(50.49%),低程度的教育匹配更不利于子代教育。

本文进而选择父母受教育年限较高的一方对子代教育年限进行回归。从表 6 的结果可见系数均非常显著,当父母教育不匹配时的回归系数(0.5611)高于父母教育匹配时的系数(0.4434)。可见,当父母教育不匹配时,教育程度低者可以通过选择与教育程度较高者的匹配,提高教育的代际传递性。

表 6 父母不同婚姻匹配模式下代际教育回归系数估计

	整体	教育匹配	教育不匹配
父母受教育年限	0.3749***(0.0123)	0.4434***(0.0175)	0.5611***(0.0337)
常数项	6.0174***(0.0982)	5.9751***(0.1057)	3.6227***(0.3538)
N	6360	4010	2350
R ²	0.1273	0.1375	0.1056

五、实证分析及稳健性检验

1. 排序 Probit 估计的结果

以上分析发现了中国不同地区、不同时段、不同家庭的代际教育传递性的事实,下面考察家庭背景如何影响子代的教育结果。根据理论模型,本文运用排序 Probit 模型,建立如下估计方程:

$$E_i^* = \beta_1 E_i^F + \beta_2 E_i^M + \psi FB_i + \varepsilon_i, \text{ 其中 } E_i = \begin{cases} 1 & \text{if } E_i^* \leq \mu_1 \\ 2 & \text{if } \mu_1 < E_i^* \leq \mu_2 \\ 3 & \text{if } \mu_2 < E_i^* \leq \mu_3 \\ 4 & \text{if } \mu_3 < E_i^* \end{cases} \quad (10)$$

其中, E_i^* 代表个体 i 的潜在最优教育程度,而 ε_i 为随机干扰项,估计方程中 E_i^F 代表父亲的教育程度, E_i^M 代表母亲的教育程度, FB_i 代表其他影响子代教育程度的个体特征和家庭背景等控制变量。

在研究家庭背景对子代教育影响时,不可否认“努力”对个人的教育成就的重要影响,所谓“鲤

鱼跳龙门”、“寒门出贵子”,正是凭借自身努力改变命运的例子。但个体在教育中付出了多大努力程度属于个体的主观信息,很难准确衡量。实际上,个体的教育成就受到家庭背景与自身努力的双重影响,Bourguignon et al.(2007)指出环境和努力因素在决定个人教育的过程中存在复杂的交互关系,努力的选择在很大程度上取决于环境的好坏,如果不考虑家庭背景对努力的影响,将会对估计结果造成偏误。此外,努力虽然是个体行为,但努力也是在个体相互比较中产生,努力的相对可比性很重要。本文参考 Roemer(1993,1998),Roemer et al.(2003),Checchi and Peragine(2010)等思路,对努力变量加以衡量。同时考虑同代内努力的相对程度,以及受家庭环境影响的教育资源,将某一代个体的努力程度作如下的衡量:

$$\text{努力程度} = \frac{\text{子代教育年限} - \text{子代同年龄人教育年限均值}}{\text{与同年龄人相比所获得的额外教育成就}} - \frac{\text{父代教育年限} - \text{父代同年龄人教育年限均值}}{\text{家庭背景带来的额外教育资源}}$$

其中,第一部分衡量子代总体所获得的额外教育成就,第二部分衡量家庭背景所带的额外教育资源,二者相减表示子代通过自身努力所额外获得的教育成就。据此,努力变量可能为正或负,努力变量的值越大,则代表子代越努力。例如,如果观测到子代教育年限较低,那么,一方面第一部分为负值,即相比其同年龄人是“不努力”的;另一方面,假如其父代教育年限较高,说明其从父辈继承得来的教育资源较多,或者具有较好的教育天赋或资源,却没有加以珍惜,这二者综合的结果就显示其更是“不努力”的,即在结果中努力变量的值不仅为负、且绝对值较大。表7报告了整体样本排序 Probit 模型的估计结果。回归1把父母的教育程度分列,考察不同教育程度的父母对子代教育的影响。回归2加入了代表家庭收入和社会地位的父亲职业分类变量。回归3加入了代表个体特征的变量,考察出生群组(以1949—1978出生群组为对照)、性别差异对子代教育的影响。考虑到家庭结构特征与家庭构成指标,加入兄弟姐妹因素。回归4考虑到城乡之间的巨大差异,加入了代表城乡差异的家庭户籍虚拟变量。回归1—4均加入了努力变量,为了对比,在回归5中去掉了努力变量。

从整体回归看,各主要变量系数显著,模型整体回归效果较好。从回归1可以看出父母各层次教育均影响为正且显著,并随着父母教育程度的增加,子代进一步接受教育的概率也加大。从回归2可以看出家庭收入和社会地位的影响为正,父亲职业越高,其对子代教育程度的影响越大;且随着收入的加入,父母教育程度对子代教育的影响有所减弱。从回归3可以看出改革开放后出生的群组相比于改革开放前出生子代,其教育程度上升的概率加大;相比于1949—1978年出生群组,中华人民共和国成立前出生的子女教育程度上升的概率降低。兄弟姐妹对子代教育程度均有负向影响,且存在性别差异,当子代有兄弟时,子代受教育程度降低的概率比“子代有姐妹”的情形下更大。回归3中随着家庭结构和个体特征变量的加入,父母教育程度对子代教育的影响再一次减弱。从回归4可以看出子代教育程度受城乡差异影响,相比农村,城市地区子代教育程度上升的概率更大。从回归4和回归5的对比可以看出,随着努力因素的加入,子代的性别影响变得不显著,这一定程度上说明通过努力,女性子代部分地改变了其教育上的性别劣势。子代努力因素的加入,使得父母教育对子代教育的影响明显加大,例如,父母为大学教育程度在未加入努力因素前其对子代的影响分别为0.7777和0.8438,但加入努力因素之后,影响分别上升到3.7326和3.5547,这说明在加入努力因素后,父母教育对子代教育的影响仍然显著,甚至得到加强。

2. 稳健性检验

为了检验结果的稳健性,本文采取了两种方法:一是替换估计方法,将被解释变量替换为子代

表 7 整体样本排序 Probit 估计回归结果

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
父亲初中	1.5911*** (0.0451)	1.5312*** (0.0498)	1.5137*** (0.0505)	1.5451*** (0.0511)	0.2548*** (0.0373)
父亲高中	2.6010*** (0.0649)	2.4769*** (0.0740)	2.4443*** (0.0747)	2.4226*** (0.0753)	0.4221*** (0.0537)
父亲大学	3.9980*** (0.1133)	3.7676*** (0.1346)	3.7833*** (0.1361)	3.7326*** (0.1369)	0.7777*** (0.1028)
母亲初中	1.7512*** (0.0514)	1.6306*** (0.0572)	1.5525*** (0.0590)	1.5406*** (0.0594)	0.2687*** (0.0456)
母亲高中	2.8150*** (0.0762)	2.7182*** (0.0862)	2.6265*** (0.0881)	2.5869*** (0.0887)	0.6074*** (0.0663)
母亲大学	3.8856*** (0.1803)	3.6314*** (0.2150)	3.5820*** (0.2167)	3.5547*** (0.2179)	0.8438*** (0.1724)
工业服务业体力职业		0.4666*** (0.0412)	0.4605*** (0.0416)	0.275*** (0.045)	0.4551*** (0.0384)
一般非体力职业		0.5904*** (0.0862)	0.6165*** (0.0874)	0.4509*** (0.0891)	0.6516*** (0.0753)
高级非体力职业		0.8021*** (0.0621)	0.8178*** (0.0629)	0.6292*** (0.0657)	0.8090*** (0.055)
女性子代			0.01644 (0.0364)	0.0141 (0.0367)	-0.0544* (0.0308)
1933—1949 出生子代			-1.2653*** (0.2318)	-1.3384*** (0.2343)	-0.4222* (0.1847)
1978—1992 出生子代			0.1673*** (0.0406)	0.2371*** (0.0414)	0.3149*** (0.0351)
子代有兄弟			-0.2379*** (0.0513)	-0.1874*** (0.0518)	-0.3711*** (0.0437)
子代有姐妹			-0.1809*** (0.0535)	-0.1286* (0.0541)	-0.2937*** (0.0457)
城市				0.5031*** (0.0476)	0.3920*** (0.0402)
努力	0.5266*** (0.0088)	0.5302*** (0.0098)	0.5313*** (0.0100)	0.5365*** (0.0101)	
N	6360	5514	5514	5514	5514
R ²	0.4918	0.4917	0.4968	0.5051	0.1506

受教育年限,并采用 OLS 进行估计;二是重新对样本进行筛选。由于 18 岁之前就完成全部教育的通常都是社会经济地位更低的人,社会经济地位更低的人可能代际传递性本身就较差。因此,本文重新对子代年龄进行筛选,把样本分为 18—25 岁及 25—55 岁两个年龄段,采用子代样本的受教育年限、受教育程度作为被解释变量^①。从估计结果可以看出,模型各变量系数显著,主要变量估计结果

^① 估计结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

与表7基本一致,这说明排序 Probit 估计结果是稳健的。

由于排序 Probit 估计的参数含义不直观,本文进一步以表7的回归4为基础,计算各个解释变量对子代教育程度的边际效应,计算当所有解释变量处于其均值水平,某一解释变量变动一个单位,子代受教育程度取各个值的概率如何变化。总体看,由表8可见,父母接受初中及以上教育、父亲非农民职业、改革开放后出生群组、城市户籍这些因素均会提高子代接受高中及以上教育程度的概率,拥有这些特征的子代在义务教育结束后继续接受教育的概率加大。相反,新中国成立前出生,拥有兄弟姐妹则会降低其进一步接受教育的概率,性别因素影响不显著。

表8 各解释变量的边际效应

	小学	初中	高中	大学
父亲初中	-0.1891*** (0.0055)	-0.0802*** (0.0043)	0.1750*** (0.0057)	0.0944*** (0.0042)
父亲高中	-0.2417*** (0.0057)	-0.1930*** (0.0084)	0.2336*** (0.0063)	0.2012*** (0.0092)
父亲大学	-0.2762*** (0.0056)	-0.3507*** (0.0127)	0.1975*** (0.0111)	0.4295*** (0.0236)
母亲初中	-0.1529*** (0.0047)	-0.1365*** (0.0071)	0.1708*** (0.0063)	0.1185*** (0.0063)
母亲高中	-0.1963*** (0.0045)	-0.2785*** (0.0106)	0.2017*** (0.0059)	0.2730*** (0.0138)
母亲大学	-0.2151*** (0.0050)	-0.3805*** (0.0183)	0.1389*** (0.0217)	0.4568*** (0.0417)
工业服务业体力职业	-0.0336*** (0.0055)	-0.0131*** (0.0025)	0.0310*** (0.0053)	0.0158*** (0.0026)
一般非体力职业	-0.0528*** (0.0095)	-0.0257*** (0.0069)	0.0511*** (0.0104)	0.0273*** (0.0059)
高级非体力职业	-0.0702*** (0.0066)	-0.0413*** (0.0059)	0.0714*** (0.0079)	0.0401*** (0.0046)
女性子代	-0.0017 (0.0044)	-0.0006 (0.0016)	0.0015 (0.0038)	0.0008 (0.0022)
1933—1949 出生子代	0.2129*** (0.0428)	-0.0380* (0.0200)	-0.1184*** (0.0165)	-0.0566*** (0.0068)
1978—1992 出生子代	-0.0281*** (0.0048)	-0.0116*** (0.0023)	0.0247*** (0.0044)	0.0150*** (0.0027)
子代有兄弟	0.0221*** (0.0060)	0.0093*** (0.0029)	-0.0196*** (0.0055)	-0.0117*** (0.0033)
子代有姐妹	0.0149** (0.0062)	0.0068** (0.0030)	-0.0135** (0.0057)	-0.0082** (0.0035)
城市	-0.0607*** (0.0060)	-0.0221*** (0.0022)	0.0520*** (0.0049)	0.0308*** (0.0030)
努力	-0.0647*** (0.0010)	-0.0235*** (0.0012)	0.0555*** (0.0010)	0.0328*** (0.0008)

具体而言,接受过义务教育及以上教育程度的父母对子女教育的边际影响,转折点发生在子代完成义务教育(初中教育)之后。对于接受过义务教育及以上教育程度的父母,其子代接受高中和大学教育的概率显著增加,停留在小学或初中学历的概率减少。例如,母亲为初中教育程度,则子代为小学和初中教育程度的概率较平均值分别减少 15.29%和 13.65%,相反,子代为高中或大学学历的概率分别增加 17.08%和 11.85%;如果母亲是大学教育,则边际影响更为显著,会使子代为小学和初中教育程度的概率较平均值分别减少 21.51%和 38.05%,相反地,子代为高中或大学学历的概率分别增加 13.89%和 45.68%,父亲教育的影响亦如此。随着父母教育程度的提高,其对子女教育程度的边际影响逐次加大,例如,母亲的教育程度分别为初中、高中、大学,会使子代接受高等教育的概率分别增加 11.85%、27.30%、45.68%;而父亲的教育程度为初中、高中和大学,则相应地会使子代接受高等教育的概率分别增加 9.44%、20.12%、42.95%。这也再次表明,父母的教育程度越高,则子代越有可能达到较高的教育程度;母亲受教育对子代接受大学教育的影响大于同样教育程度父亲的影响。

从父亲职业所代表的家庭收入和社会地位看,其对子女义务教育阶段之后的教育很重要。如果父亲从事高级非体力职业,其子女拥有大学学历的概率增加 4.01%。相比独生子女,拥有兄弟使接受高等教育概率降低 1.17%,拥有姐妹则降低 0.82%,可见拥有兄弟更有可能降低其自身的受教育概率。城乡差异同样显著,拥有城市户籍使其接受大学教育的概率提高 3.08%。中华人民共和国成立前出生的群组,其接受高中和大学程度教育的概率分别降低 11.84%和 5.66%,改革开放后出生的群组其接受高中和大学程度教育的概率分别增加 2.47%和 1.50%。这主要是由于自 1999 年以来实行了大学扩招政策,提高了改革开放后出生群组接受高等教育的可能性。此外,本文测算了回归结果中各变量对子代教育程度的预测概率,结果表明不同的家庭背景其子代教育程度存在显著差异,拥有“好的”家庭背景可以提高子代接受高等教育的概率,例如,对于父母均接受过大学教育、出生在城市的子女,其上大学的预测概率叠加可以达到 81.18%,但对于父母只有小学程度农村子代上大学的预测概率叠加只有 11.76%^①。

3. 分性别、城乡、出生群组的子样本分析

分性别、城乡、出生群组的子样本分析结果见表 9。各子样本中,除性别外,各主要变量系数仍然显著,父母教育程度在 1%的水平上显著,从系数对比看,其仍是子代教育的重要影响因素,远大于其他因素回归系数。而从门槛值看,分性别,在大学教育程度门槛值上均呈现出女性大于男性,这意味着给定相同的特征和系数值,前者继续接受教育的门槛更高,面临更高的成本收益比,因此更有可能选择较低的教育程度,这说明在大学教育层次,女性并没有改变其相对弱势地位,与不加入努力因素相比,女性改变了在初中和高中教育阶段的相对弱势地位。从城乡对比和出生群组对比看,不论加入努力因素或是不加入努力因素,在各教育层次上门槛值均呈现出农村大于城市,改革开放前大于改革开放后,这说明在相同条件下,农村子代、改革开放前出生子代更有可能选择较低的教育程度,这也说明这种基于制度性因素的家庭背景对子代教育机会不平等的影响通过努力改变相对困难(李煜,2006)。

4. 父母婚姻的教育匹配对子代教育程度的影响

前面的分析已经发现,婚姻的教育匹配会影响代际教育回归系数(见表 6),为了进一步考察不同匹配模式下父母教育程度的影响(估计结果见表 10),本文设计一个代表婚姻的教育匹配的虚拟变量,其中父母的教育程度相同设为虚拟值 1,父母教育程度不同设为虚拟值 0。控制家庭的收入水平、家庭规模、个体特征及城乡因素,考虑婚姻的教育匹配对子代教育的影响(见回归 1),结果显示

^① 可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表9 各子样本排序 Probit 估计回归结果

	男	女	农村	城市	1949—1978	1978—1992
父亲初中	1.4902*** (0.0657)	1.6320*** (0.0819)	1.5707*** (0.0600)	1.5138*** (0.1007)	1.7316*** (0.0669)	1.3190*** (0.0840)
父亲高中	2.3780*** (0.077)	2.4951*** (0.1192)	2.4336*** (0.0953)	2.4001*** (0.1278)	2.6329*** (0.1050)	2.2189*** (0.1151)
父亲大学	3.6184*** (0.1741)	3.9363*** (0.2258)	3.8139*** (0.2270)	3.6397*** (0.1918)	3.8626*** (0.1748)	3.4116*** (0.2388)
母亲初中	1.4822*** (0.0761)	1.6296*** (0.0956)	1.5817*** (0.0724)	1.4738*** (0.1061)	1.8950*** (0.0896)	1.3850*** (0.0860)
母亲高中	2.5138*** (0.1143)	2.7066*** (0.1424)	2.6950*** (0.1224)	2.5407*** (0.1380)	3.0447*** (0.1434)	2.4519*** (0.1247)
母亲大学	3.6616*** (0.2813)	3.3678*** (0.3500)	3.6356*** (0.3703)	3.4502*** (0.2829)	3.8177*** (0.2874)	3.3745*** (0.3457)
工业服务业体力职业	0.2498*** (0.0584)	0.3087*** (0.0720)	0.2376*** (0.0504)	0.6216*** (0.1384)	0.3209*** (0.0577)	0.2212** (0.0769)
一般非体力职业	0.5191***4* (0.1183)	0.3404* (0.1367)	0.5934*** (0.1211)	0.6132*** (0.1774)	0.3593*** (0.1074)	0.5204** (0.1760)
高级非体力职业	0.6363*** (0.0848)	0.6173*** (0.1043)	0.4198*** (0.0831)	1.1269*** (0.1578)	0.6536*** (0.0854)	0.5024*** (0.1076)
女性子代			-0.0139 (0.0432)	0.0761 (0.070)	-0.0389 (0.0460)	0.0960 (0.0636)
1933—1949 年出生子代	-1.4281*** (0.2651)	-1.0017 (0.5113)	-1.3846*** (0.3603)	-1.3980*** (0.3133)		
1978—1992 年出生子代	0.2087*** (0.0535)	0.2668*** (0.0659)	0.3054*** (0.0478)	0.0653 (0.086)		
子代有兄弟	-0.1549** (0.0626)	-0.2992*** (0.0952)	-0.1271* (0.0663)	-0.3089*** (0.0866)	-0.1720** (0.0679)	-0.3214*** (0.0864)
子代有姐妹	-0.0552 (0.0644)	-0.3054*** (0.1012)	-0.0946 (0.0686)	-0.1664* (0.0931)	-0.1450** (0.0714)	-0.1870** (0.0879)
城市	0.4982*** (0.0612)	0.5158*** (0.0761)			0.4970*** (0.0604)	0.4188*** (0.0823)
努力	0.5246*** (0.0127)	0.5560*** (0.0167)	0.5437*** (0.0120)	0.5337*** (0.0189)	0.5419*** (0.0127)	0.5652*** (0.0181)
门槛值 μ_1	-0.1899*** (0.0694)	-0.2181** (0.1056)	-0.1320* (0.0701)	-0.3736** (0.1586)	-0.0566 (0.0709)	-0.8333*** (0.1032)
门槛值 μ_2	2.5734*** (0.0834)	2.5379*** (0.1233)	2.6846*** (0.0833)	2.2424*** (0.1665)	2.6588*** (0.0852)	2.1683*** (0.1148)
门槛值 μ_3	4.8754*** (0.1187)	4.9374*** (0.1586)	4.9440*** (0.1163)	4.6868*** (0.1996)	5.2101*** (0.1253)	4.3089*** (0.1484)
N	3258	2256	4031	1483	3594	1883
R ²	0.4853	0.5344	0.4776	0.4954	0.4982	0.5101
未加入努力变量时的门槛值						
门槛值 μ_1	-0.7340*** (0.0568)	-0.6027*** (0.0850)	-0.7086*** (0.0571)	-0.8594*** (0.1307)	-0.5693*** (0.0577)	-1.1753*** (0.0849)
门槛值 μ_2	0.8567*** (0.0578)	0.9417*** (0.0882)	0.8923*** (0.0581)	0.5733*** (0.1300)	0.9296*** (0.0590)	0.5893*** (0.0838)
门槛值 μ_3	2.0855*** (0.0660)	2.2455*** (0.0962)	2.0778*** (0.0664)	1.9283*** (0.1354)	2.3104*** (0.0703)	1.7196*** (0.0899)

表 10 父母教育不同匹配模式下排序 Probit 估计回归结果

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
		教育匹配	父亲	母亲
初中		2.6532*** (0.0908)	-0.1945** (0.0879)	0.9713*** (0.0756)
高中		4.4388*** (0.1481)	0.7893*** (0.0993)	2.1430*** (0.1082)
大学		6.8323*** (0.2944)	2.4676*** (0.1528)	2.6039*** (0.3158)
工业服务业体力职业	0.4376*** (0.0402)	0.2995*** (0.0547)	0.3397*** (0.0750)	0.1531* (0.0756)
一般非体力职业	1.1519*** (0.0769)	0.4607*** (0.1282)	0.4986*** (0.1188)	0.8951*** (0.1185)
高级非体力职业	1.4184*** (0.0559)	0.6822*** (0.0919)	0.7380*** (0.0904)	1.0068*** (0.0894)
女性子代	0.00432 (0.0324)	-0.0275 (0.0454)	0.0459 (0.0577)	0.1007 (0.0579)
1933—1949 出生子代	-1.1571*** (0.2045)	-1.0068*** (0.2883)	-2.0398*** (0.3845)	-1.8093*** (0.3862)
1978—1992 出生子代	0.7231*** (0.0350)	0.3824*** (0.0532)	0.4303*** (0.0602)	0.1572* (0.0616)
子代有兄弟	-0.4278*** (0.0454)	-0.1891** (0.0644)	-0.4557*** (0.0809)	-0.4110*** (0.0814)
子代有姐妹	-0.3951*** (0.0475)	-0.1524* (0.0677)	-0.3538*** (0.0832)	-0.3113*** (0.0840)
城市	0.6450*** (0.0418)	0.4720*** (0.0607)	0.6787*** (0.0714)	0.7572*** (0.0718)
努力	0.2511*** (0.0057)	0.4843*** (0.0116)	0.4735*** (0.0148)	0.4817*** (0.0150)
父母教育匹配	-0.7439*** (0.0360)			
门槛值	-1.3151*** (0.0583)	-0.139*** (0.0694)	-2.1410*** (0.1289)	-1.9739*** (0.1081)
门槛值	0.6749*** (0.0573)	2.4660*** (0.0820)	0.4383*** (0.1211)	0.6373*** (0.0992)
门槛值	2.1491*** (0.0634)	4.5820*** (0.1122)	2.4798*** (0.1331)	2.7546*** (0.1173)
N	5514	3507	2007	2007
R ²	0.2924	0.4689	0.4349	0.4451

父母教育匹配的系数显著为负,即父母教育匹配对子代教育有负向影响。

分样本进行排序 Probit 估计。回归 2 是父母教育匹配的样本,回归 3 和回归 4 是父母教育不匹配,父母教育程度单独回归的样本。可以看出,回归 2 父母各教育程度的影响明显大于回归 3 和回归 4,这主要是因为当父母教育程度相同时,回归 2 显示的是父母教育的共同影响;从回归 3 和回归 4 看,母亲各教育程度的回归系数均大于父亲,这说明在教育不匹配情况下,尽管母亲教育程度比父亲高的比例仅为 7.61%(见表 4),但是母亲的教育程度对子代教育的影响始终更大。从门槛值看,教育匹配的样本门槛值较高,这说明在其他情况相同时,父母教育匹配的子代更有可能选择较低层次的教育。之所以如此,原因很可能归结为父母教育匹配的样本中 80%左右均为小学教育程度的匹配,这种婚姻的低水平教育匹配更容易出现对子代教育投入不足、子代信息面狭窄,不利于子代教育的进一步提升。

六、结论及政策建议

本文旨在考察伴随着中国经济改革发展和社会变迁,教育代际传递性与教育机会不平等在中国的演进特征,揭示家庭背景影响教育代际传递性的机制。为此,本文建立了关于教育选择的理论模型,并据此采用排序 Probit 方法进行估计。采用 CHNS(1989-2011)微观数据,通过代际教育回归系数和转换矩阵,测算了中国代际教育的持续性和流动性特征,着重从父母教育的视角,考察了家庭背景影响教育代际传递的内在机制。

分析结果表明:①基于排序 Probit 估计、边际效应分析、子代教育预测概率等研究结果,父母教育是影响子代教育的重要因素,父母的教育程度越高,则对子代接受较高教育的正向影响越大,在加入努力因素后,父母教育对子代教育的影响仍然显著,甚至得到加强。这说明在一定程度上,父代的努力是子代的直接榜样,努力显著强化了父母教育对子代教育的影响。②接受过义务教育及以上教育程度的父母对子女教育的边际影响,转折点发生在子代义务教育之后,其子代接受高中和大学教育的概率显著增加,停留在小学或初中学历的概率明显下降。如果母亲是大学学历,则边际影响更为显著,这也从一个侧面论证了普及义务教育的必要性。③尽管母亲平均教育程度较低,但母亲受教育对子代接受高等教育的影响始终大于同样教育程度父亲的影响。这表明加强对女性的教育和培训不仅对其自身,而且对后代的人力资本积累都会产生积极效应。④采用教育代际回归系数和转换矩阵的测算均表明,教育机会不平等程度女性高于男性、城市高于农村、改革开放后出生群组高于改革开放前出生群组。这表明女性总体而言在教育上仍处于弱势;城市与农村相比,受教育程度更高,继续教育的机会更多,但是城市的教育代际固化现象更为严重;改革开放后在个体受教育程度提高和教育机会增加的同时,代际间教育不平等也出现上升。因此,要解决教育代际流动性问题,要更多地着眼于女性群体、城市居民和年轻一代。⑤基于三代间教育代际回归系数的分析表明,教育代际传递具有持久性;父代教育对子代教育的影响远大于祖代的影响,应验了“子不教父之过”的中国古训,也从一个侧面反映在家庭背景影响教育的过程中,后天环境因素与先天遗传因素都很重要。⑥婚姻的教育匹配程度对后代教育影响显著。研究发现,父母均接受教育会强化对子代教育的共同影响,但低水平的婚姻教育匹配不利于子女教育程度的提高。⑦对于其他家庭因素和个体因素的考察发现,家庭收入和社会地位对子代教育的影响为正,并且在考虑该因素之后,父母教育程度对子代教育的影响所有减弱。这表明家庭收入和社会地位仍是影响子代教育的一个重要因素,许多寒门子弟的求学路仍然由于家庭收入的影响而受到挫折。

本文认为,家庭背景特别是父母教育程度对子女教育成就具有重要影响,家庭背景的差异将转

化为子代人力资本的存量不平等,并且通过劳动力市场和教育收益的信号作用,进一步转化为子代收入的不平等,加剧代际不平等的固化。相关公共政策应着力于减少相对劣势环境对个人教育决策的负面影响,使社会各群体获得公平的教育机会。

基于本文的研究,提出如下政策建议:①在促进教育投资的同时,更加注重教育资源的均衡配置。家庭背景的不同直接导致其所占有的教育资源的差异,最突出的表现就是城乡教育投入不均、教育质量差距悬殊,以致农村家庭,特别是父亲职业较低的家庭、多子女家庭和女童所能够得到的教育资源不论在量上、还是在质上均非常有限。因此,应进一步加强对农村地区义务教育的政策扶持和经济支持,提高农村中小学的师资水平和教学设备质量,实现农村低收入家庭的子女从小学到高中的学费免除,建立农户子女上大学的专项扶持计划,把对贫困和低收入农户子女教育的持续扶助作为精准扶贫的一项长期工作。②着力加强对农村女性的教育和培训。本文的研究发现,尽管母亲的平均教育年限较低,但是母亲教育对子代教育的影响更大。因此,要加强教育领域性别平等的传播,针对女童提供政策纠正措施,加大对农村女童“教育扶贫”的力度,对女童入学、通勤、在校食宿等给予必要扶持,关注女童学业和身心健康。同时,在农村地区建设村级图书室和网络课程,利用互联网手段对留守的农村女性加强职业教育、技术和技能训练,藉此改善其自身和下一代受教育的状况。③建立多层次、高质量的教育体系。本文的研究发现,城市地区和改革开放以后的教育代际固化现象更趋严重,一个重要原因是在各层次学校高速度增长的同时,教育质量差异悬殊。为此,教育体系要由高速度增长转向高质量发展,提高各层次学校的师资水平,缩小学校之间的教育质量差距,避免家庭收入、父代社会地位等因素影响子代所能够获得的教育质量,同时要在高等教育阶段注重多层次的人才培养目标,使研究型、教学型、技能培养型教育都有良好的发展空间。④促进人群流动和优化教育资源的使用。农村向城市的人口流动客观上加强了农村教育的代际流动性,也提高了城市教育资源的利用效率,此外人口流动可能带来婚姻市场上不同教育层次的匹配组合,也会促进家庭教育投入和教育的代际传递。

[参考文献]

- [1]李春玲. 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)[J]. 中国社会科学, 2003, (3):86-98.
- [2]李路路,朱斌. 当代中国的代际流动模式及其变迁[J]. 中国社会科学, 2015, (5):40-58.
- [3]李煜. 制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)[J]. 中国社会科学, 2006, (4):97-109.
- [4]李忠路,邱泽奇. 家庭背景如何影响儿童学业成就?——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析[J]. 社会学研究, 2016, (4):121-144
- [5]林莞娟,张戈. 教育的代际流动:来自中国学制改革的证据[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2015, (2):118-129.
- [6]刘波,王修华,彭建刚. 中国居民收入差距中的机会不平等——基于 CGSS 数据的实证研究[J]. 上海经济研究, 2015, (8):77-88.
- [7]刘崇顺, C.M.布劳戴德. 城市教育机会分配的制约因素——武汉市五所中学初中毕业生的调查分析[J]. 社会学研究, 1995, (4):101-107.
- [8]刘国恩, William H. Dow, 傅正泓, John Akin. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学(季刊), 2004, (4):101-118.
- [9]马超,曲兆鹏,宋泽. 城乡医保统筹背景下流动人口医疗保健的机会不平等——事前补偿原则与事后补偿原则的悖论[J]. 中国工业经济, 2018, (2):100-117.

- [10]王春超,叶琴.中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察[J]. 经济研究, 2014,(12):159-174.
- [11]魏众. 健康对非农就业及其工资决定的影响[J]. 经济研究, 2004,(2):64-74.
- [12]邢春冰. 中国农村非农就业机能的代际流动[J]. 经济研究, 2006,(9):103-116.
- [13]杨娟,周青. 增加公共教育经费有助于改善教育的代际流动性吗[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2013,(2):116-125.
- [14]杨奇明,林坚. 教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论 20 世纪末高等教育改革对教育公平的影响[J]. 管理世界, 2014,(8):55-67.
- [15]Azam, M., and V. Bhatt. Like Father, Like Son? Intergenerational Educational Mobility in India [J]. Demography, 2015,52(6):1-31.
- [16]Becker, G., and N. Tomes. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979,87(6):1153-1189.
- [17]Becker, G., and N. Tomes. Human Capital and the Rise and Fall of Families[J]. Journal of Labor Economics, 1986,4(3):1-39.
- [18]Blanden, J., P. Gregg, and L. Macmillan. Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education[J]. Economic Journal, 2007,117(519):43-60.
- [19]Bourguignon, F., F. G. Ferreira, and M. Menéndez. Inequality of Opportunity in Brazil [J]. Review of Income and Wealth, 2007,53(4): 585-618.
- [20]Bowles, S., and H. Gintis. The Inheritance of Inequality [J]. Journal of Economic Perspectives, 2002,16(3): 3-30.
- [21]Cameron, S. V., and J. Heckman. Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American males[J]. Journal of Political Economy, 1998,106(2):262-333.
- [22]Checchi, D., J. Heckman, and A. Krueger. Inequality in America——What Role for Human Capital Policies[J]. Journal of Economics, 2005,86(1):85-89.
- [23]Checchi, D., and V. Peragine. Inequality of Opportunity in Italy [J]. Journal of Economic Inequality, 2010, 8(4):429-450.
- [24]Chevalier, A., and G. Lanot. The Relative Effect of Family Characteristics and Financial Situation on Educational Achievement[J]. Education Economics, 2002,10(2):165-181.
- [25]Daude, C., and V. Robano. On Intergenerational(im) Mobility in Latin America[J]. Latin American Economic Review, 2015,24(1):1-29.
- [26]Ermisch, J., and M. Francesconi. Family Matters: Impact of Family Background on Educational Attainments[J]. Economica, 2001,68(2):137-156.
- [27]Ferreira, F., and J. Gignoux. The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity[J]. World Bank Economic Review. 2014,(5):210-246.
- [28]Hertz T.,T. Jayasundera, P. Piraino, et al. The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends[J]. B.E.Journal of Economic Analysis & Policy, 2007, 7(2):1775-1775.
- [29]Holmlund, H., M. Lindahl, and E. Plug. The Causal Effect of Parent's Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods [J]. Journal of Economic Literature, 2011,49(3):6615-51.
- [30]Huang, J., Y. Guo, and Y. Song. Intergenerational Transmission of Education in China: Pattern, Mechanism, and Policies[R]. ECINEQ Working Papers, 2016.
- [31]Knight, J., T. Sicular, and X. Yue. Educational Inequality in China: The Intergenerational Dimension [J]. 2011,47(3):417-424.
- [32]Lauer, C. Family Background, Cohort and Education : A French-German Comparison Based on a Multivariate Ordered Probit Model of Educational Attainment[J]. Labour Economics, 2003,10(2):231-251.

- [33]Machin, S., and A. Vignoles. Education Inequality: The Widening Socio-Economic Gap [J]. *Fiscal Studies*, 2004,25(2):107-128.
- [34]Mare, R. Social Background and School Continuation Decisions [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1980,75(370):295-305.
- [35]Marrero, G. A, and J. G. Rodriguez. Inequality of opportunity and growth [J]. *Journal of Development Economics*, 2013,104(3):107-122.
- [36]Parkin, F. *The Social Analysis of Class Structure*[M]. London: Tavistock Publications, 1974.
- [37]Roemer, J. E. A Pragmatic Approach to Responsibility for the Egalitarian Planner [J]. *Philosophy and Public Affairs*, 1993,(10):146-66.
- [38]Roemer, J. E. *Equality of Opportunity*[M]. Cambridge: Harvard University Press,1998.
- [39]Roemer, J. E., R. Aaberge, U.Colombino, J. Fritzell, S. Jenkins, I. Marx, and I. Zubiri. To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens [J]. *Journal of Public Economics*, 2003,87(3):539-565.
- [40]Sacerdote, B. How Large are the Effects from Changes in Family Environment? A Study of Korean American Adoptees[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007,122(1):119-157.
- [41]Solon, G. A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place [A]. Miles Corak, ed. *Generational Income Mobility in North America and Europe*[C]. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- [42]Valbuena, J. Family Background, Gender and Cohort Effects on Schooling Decisions [R]. *School of Economics Discussion Papers*, University of Kent, 2011.
- [43]Zhang, Y., and T. Eriksson. Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989—2006[J]. *China Economic Review*, 2010,21(4):607-616.

Family Background, Intergenerational Transmission and Educational Inequality

ZOU Wei, MA Zhan-li

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: This paper formulates a theoretical model of educational attainments, uses CHNS(1989-2011) data, analyzes the intergenerational transmission of education with multivariate ordered probit model to study the inequality of educational opportunity from the perspective of family background. The results show that, parents' education attainments have the positive effect on educational attainments of their offspring; mothers' education has a stronger effect on educational attainments of their offspring than fathers' in every level of education, even though mothers present a lower average education level; mothers' education level of middle school, high school, college or university will respectively make their offspring's probability of receiving higher education increase by 11.85%, 27.30%, 45.68%, while the corresponding effect of fathers' three levels of education are 9.44%, 20.12%, 42.95%; higher intergenerational transmission of education, i.e. larger inequality in education is found for female than male, in urban areas than in rural areas, for birth cohort after 1978 than the cohort before. Parents who are both educated will strengthen the joint influence of education on their offspring, but the marriage matching of low educational level is unfavorable to the improvement of the educational level of the offspring. An align of policy implication is drawn based upon the research.

Key Words: family background; intergenerational transmission; educational inequality; ordered probit

JEL Classification: D63 I21 J12

[责任编辑:王燕梅]